

# Der sozialstrukturelle Kontext der zunehmenden Partnerlosigkeit in Deutschland

## The Structural Contexts of Increasing Singleness in Germany

Jan Eckhard\*

Universit t Heidelberg, Fakult t f r Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Bergheimer Str. 58, 69115 Heidelberg, Germany.

[jan.eckhard@soziologie.uni-heidelberg.de](mailto:jan.eckhard@soziologie.uni-heidelberg.de)

**Zusammenfassung:** Gegenstand des Beitrags sind die sozialstrukturellen Rahmenbedingungen der zunehmenden Partnerlosigkeit in Deutschland. Der Beitrag umfasst eine Zusammenstellung und theoretische Diskussion von Forschungsthesen, deskriptive Betrachtungen zur Entwicklung der Partnerlosigkeit in den letzten Jahrzehnten sowie Analysen zu den sozialstrukturellen Korrelaten von Partnerlosigkeit und ihrer jeweiligen Bedeutung f r deren gegenw rtige Zunahme. Die Resultate lassen darauf schließen, dass sich die Zunahme der Partnerlosigkeit auf ver nderte Partnermarktbedingungen, auf die steigende Erwerbsbeteiligung von Frauen, auf gestiegene Arbeitsloskeitsrisiken und abnehmende Besch ftigungsstabilit t zur ckf hren l sst. Datengrundlage der Analysen ist das Sozio-oekonomische Panel (SOEP).

**Schl g rte:** Singles; Paarbeziehungen; Partnermarkt; Marriage-Squeeze; Lebensformen; SOEP.

**Summary:** This article investigates structural factors in the rising share of singles among women and men in Germany. It contains a synopsis of theses and theoretical discussions, a description of the increase in singles, an exploration of structural effects on the risks of being without a partner, as well as investigations into whether increasing risks of singleness are linked to shifts in social structure. Results indicate that the rise in singleness partially depends on shortages in the market for partners, the increase in female labor participation, rising unemployment, and increasing occupational uncertainty. The study is based on data from the German Socio-Economic Panel Survey (GSOEP).

**Keywords:** Singles; Couples; Partner Market; Marriage sSqueeze; Living Arrangements; GSOEP.

### 1. Einleitung

W hrend auf der Grundlage von Daten aus den 1980er Jahren noch von „weitgehend konstanten Bindungsquoten“ (Klein 1999: 484) in Deutschland ausgegangen wurde, belegen aktuellere Daten eine Zunahme der Partnerlosigkeit in der Abfolge der Jahrg nge ab 1940 (Eckhard 2014a; Eckhard & Klein 2014: 212). In Anbetracht der vielf ltigen sozialen Konsequenzen von Partnerlosigkeit (zusammenfassend bereits Hradil 1995: 146ff.) stellt sich die Frage, wie diese historische Zunahme der Partnerlosigkeit zu erkl ren ist. Der vorliegende Beitrag geht dieser Frage nach. In den Blick genommen wird dabei die Bedeutung der Arbeitsmarktrisiken und Besch ftigungsstabilit t, der Erwerbs- und Bildungsbeteiligung sowie der Partnermarktbedingungen.

Bereits bekannt ist, dass das Zusammenleben mit einem Partner in einem gemeinsamen Haushalt

mit Bildungsgrad, Berufsposition und Besch ftigungsumfang korreliert (Lengerer 2010, 2012). Unklar ist jedoch, ob sich diese Zusammenh nge auch auf Paarbeziehungen ohne gemeinsame Haushaltsf hrung verallgemeinern lassen. Unklar ist zudem, welche anderen Faktoren die Pr valenz der Partnerlosigkeit beeinflussen. Vor allem aber ist bislang offen, ob der in den letzten beiden Jahrzehnten zu beobachtende Anstieg der Partnerlosigkeit mit dem Wandel der Bildungs- und Besch ftigungschancen oder mit anderen sozialstrukturellen Ver nderungen zusammenh ngt. Um diese Forschungsl cke zu schlie en, untersucht der Beitrag den Anstieg der Partnerlosigkeit und dessen Determinanten auf der Basis des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP). Unter Partnerlosigkeit wird hierbei das freiwillige oder unfreiwillige Fehlen einer Paarbeziehung verstanden. Dabei beschr nkt sich die Betrachtung dezidiert nicht auf das Fehlen einer partnerschaftlichen Haushaltsgemeinschaft, sondern es geht um das Fehlen jeglicher Form von Paarbeziehung, also auch einer haushalts bergreifenden.

\* F r wertvolle Hinweise und Vorschl ge zu dieser Studie danke ich den Herausgebern und Gutachtern der Zeitschrift f r Soziologie.

Ausgehend von dem bisherigen Stand der Forschung (2) wird zunächst erörtert, welche Einflussfaktoren der zunehmenden Partnerlosigkeit sich in theoretischer Hinsicht vermuten lassen (3). Nach der Erläuterung der Daten und Methoden (4) und einer Beschreibung der Partnerlosigkeitsentwicklung in der Kohortenabfolge (5) wird untersucht, ob sich die theoretisch vermuteten Zusammenhänge zwischen sozialstrukturellen Merkmalen und Partnerlosigkeit bestätigen lassen (6). Anschließend wird analysiert, auf welche dieser Zusammenhänge sich die unterschiedliche Verbreitung von Partnerlosigkeit in den Lebensläufen verschiedener Geburtskohorten und somit der Entwicklungstrend der Partnerlosigkeit zurückführen lässt (7).

## 2. Forschungsstand

Auswertungen verschiedener sozialwissenschaftlicher Umfragedaten (Familiensurvey; SOEP; Survey of Health, Ageing, and Retirement in Europe) dokumentieren einen Anstieg der Partnerlosigkeit seit den späten 1980er Jahren (Eckhard 2014a).<sup>1</sup> Bezogen auf die Jahrgangsabfolge setzt die Entwicklung bei den Geburtskohorten der 1950er Jahre ein und bezieht sich bei diesen auf den Altersbereich ab Mitte 30. Bei den Kohorten der 1960er und 1970er Jahre nimmt Partnerlosigkeit auch in den jüngeren Altersstufen zu. Im Altersbereich über 50 Jahren ist hingegen bislang kaum eine Zunahme der Partnerlosigkeit festzustellen.<sup>2</sup> Die Zunahme der Partnerlosigkeit ist außerdem vor allem eine Zunahme der *trennungsbedingten* Partnerlosigkeit. So lässt sich zeigen, dass sich die altersspezifischen Anteile der Personen, die ohne jegliche Partnerschaftserfahrungen in ihrem bisherigen Lebenslauf sind, in der Abfolge dieser Jahrgänge nur wenig verändert haben, während zugleich die altersspezifischen Bindungsquoten deutlich rückläufig sind (Eckhard 2006: 112–113, 2010: 94–107).

Über die Einflussfaktoren der Partnerlosigkeit liegen bislang nur Studien vor, in denen Partnerlosigkeit über das Fehlen eines gemeinsamen Haushalts mit einem Beziehungspartner operationalisiert wird (Sommer et al. 2000; Dommermuth 2008; Lengerer

2010, 2012). Untersucht wurden neben Alters- und Kohortenunterschieden vor allem bildungs- und beschäftigungsbezogene Einflussgrößen. Die Mikrozensus-Auswertung von Lengerer (2010, 2012) zeigt, dass die berufliche Positionierung bei Männern positiv, bei Frauen hingegen negativ mit dem Zusammenwohnen mit einer Beziehungspartnerin bzw. -partnerin korreliert. Darüber hinaus sind erwerbs- bzw. arbeitslose Männern einem besonders hohen Risiko des Alleinlebens (ohne einen Partner im Haushalt) ausgesetzt, während erwerbslose Frauen deutlich seltener ohne Partner im Haushalt leben als erwerbstätige Frauen (Lengerer 2010: 191–196). Ein negativer Effekt des Bildungsgrads wird vor allem für Frauen, weniger hingegen für Männer festgestellt. Für beide Geschlechter lässt sich aber ein reduzierender Effekt von Ausbildungsphasen auf das Vorhandensein von Beziehungen mit einem gemeinsamen Haushalt beobachten (ebd.: 183–191).

Schlussfolgerungen von der Quantität und Selektivität zusammenwohnender Paare auf die Verbreitung von Partnerlosigkeit und deren Einflussfaktoren sind allerdings umstritten und wurden bereits häufig infrage gestellt (u.v. a. Schneider et al. 1998; Lauterbach 1999; Baas et al. 2008). In den Family and Fertility Surveys (FFS) der UN berichteten in fast allen teilnehmenden Ländern zwischen 30 und 50 Prozent der allein wohnenden Frauen im Alter zwischen 20 und 39 Jahren, dass sie aktuell einen Partner haben (Kiernan 2000).<sup>3</sup> Mit dem Sozio-oekonomischen Panel wurde für die unter 38jährige Bevölkerung in Deutschland ein Anteil der getrennt wohnenden Paare an allen Paaren von 24,2 Prozent im Jahr 1992 und von 31,8 Prozent im Jahr 2006 berechnet (Asendorpf 2008: 757). Mit zunehmendem Alter gehen die Anteilswerte zwar zurück, dennoch liegen sie auch bei der über 38jährigen Bevölkerung noch bei immerhin 4,5 Prozent im Jahr 1992 und bei 8,2 Prozent im Jahr 2006 (ebd.). Aufgrund der Häufigkeit von Paarbeziehungen ohne einen gemeinsamen Haushalt ist fraglich, ob Analysen der Verbreitung und der Einflussfaktoren des Fehlens einer partnerschaftlichen Haushaltsgemeinschaft viel über „echte Partnerlosigkeit“ (Peuckert 2012: 86) aussagen können.

<sup>1</sup> Mit dem Familiensurvey lässt sich rekonstruieren, dass die Jahre ab etwa 1988 der Zeitraum sind, auf den sich der Anstieg der Partnerlosigkeitsquoten datieren lässt (Eckhard 2014a).

<sup>2</sup> In den höheren Altersstufen ist Partnerlosigkeit z. T. sogar rückläufig. Grund hierfür ist die Angleichung der Geschlechterrelationen in den höheren Altersstufen (Lengerer & Klein 2007: 446).

<sup>3</sup> Bekannt ist auch, dass der Anteil der Beziehungen mit getrennten Haushalten an allen Paarbeziehungen in den vergangenen Jahrzehnten zugenommen hat (z. B. Klein 1999). Untersuchungen von Partnerschaftsverläufen zeigen außerdem, dass der Übergang von der Phase als getrennt wohnendes Paar zur Gründung eines gemeinsamen Haushalts zunehmend später im Partnerschaftsverlauf erfolgt (Eckhard 2010).

### 3. Theoretische Überlegungen und Untersuchungshypothesen

Aus der soziologischen Literatur lassen sich diverse theoretische Erklärungsangebote für die zunehmende Partnerlosigkeit ableiten. Grundsätzlich kann dabei zwischen kultur- und strukturbezogenen Erklärungsansätzen unterschieden werden. Die kulturbezogenen Erklärungsansätze verweisen auf die wachsende soziokulturelle Optionsvielfalt der Lebensführungsgestaltung sowie auf die zunehmende Idealisierung der Freiwilligkeit des Eingehens und Aufrechterhaltens persönlicher Beziehungen. So vermuten die Individualisierungsthese (Beck 1986) sowie die These der Deinstitutionalisierung von Ehe und Familie (Tyrell 1988), dass die „Freisetzung aus modernen ständischen Geschlechtsschicksalen“ (Beck 1986: 194) respektive der „Abbau elementarer Selbstverständlichkeiten“ (Tyrell 1988: 154) dazu führt, dass Intimität und Sexualität nicht mehr automatisch mit einem impliziten Commitment zu verlässlicher Paarsolidarität assoziiert sind. Die Betonung der Freiwilligkeit verstärkt zwar einerseits die identitätsstiftende Bedeutung der Paarbeziehung, sie sorgt aber zugleich auch dafür, dass eine realisierte oder sich anbahnende Partnerbindung permanenter Reflexion ausgesetzt und dadurch voraussetzungsvoller wird (Giddens 1991: 88–98).

In der strukturbezogenen Perspektive stellt sich hierüber hinausgehend die Frage, welche sozialstrukturellen Kontextbedingungen als mögliche Faktoren der zunehmenden Partnerlosigkeit in Betracht kommen. Sozialstrukturelle Veränderungen schlagen sich in dieser Perspektive auf der Handlungsebene in veränderten Kontextbedingungen der Realisierung und Aufrechterhaltung von Paarbeziehungen nieder. Die Argumentation kann hierbei einem relativ einfachen rational-choice-theoretischen Erklärungsmodell folgen, das die Chancen und Ambitionen der Partnerschaftsgründung sowie auch die Stabilität bestehender Paarbeziehungen aus der Relation des Nutzens und der Kosten partnerschaftlicher Bindungen herleitet. Auf dieser Grundlage lassen sich Untersuchungshypothesen über Zusammenhänge zwischen aktuellen sozialstrukturellen Veränderungen und der zunehmenden Partnerlosigkeit mit Blick auf a) die *Transaktionskosten der Partnerfindung*, b) die *Opportunitätskosten der Partnerbindung*, c) den *erwarteten Beziehungsgewinn* herstellen.

Zu a): Die Transaktionskosten der Partnerfindung bestimmen sich in erster Linie durch *jahrgangsspezifische Engpässe auf dem Partnermarkt*. Mit Blick

auf die jüngere Bevölkerung Deutschlands ist in diesem Zusammenhang vor allem der starke Geburtenrückgang der späten 1960er und frühen 1970er Jahre von Bedeutung (Klein 1993). Denn aufgrund etablierter Altersbezüge der Partnerwahl, wobei die Partnersuche von Männern vornehmlich auf die jeweils um einige Jahre jüngeren Frauenjahrgänge und die der Frauen vice versa auf die entsprechend älteren Männerjahrgänge fokussiert ist, kommt es im Zuge schwankender Geburtenraten zu numerischen Ungleichgewichten zwischen den altersmäßig zueinander passenden Frauen- und Männerjahrgängen („Marriage-Squeeze“). Männerjahrgänge, die kurz vor oder während eines Geburtenrückgangs geboren wurden, stehen zahlenmäßig kleineren nachwachsenden Frauenjahrgängen gegenüber. Umgekehrt sind schlechte Partnermarktbedingungen für Frauen zu erwarten, die kurz nach einem oder während eines Geburtenanstiegs geboren wurden. Aufgrund der überproportional häufigen Ost-West-Wanderungen von Frauen in den 1990er Jahren (Hunt 2006; Mai 2006) werden Partnermarktengpässe zudem für die in den 1970er und 1980er geborenen ostdeutschen Männerjahrgänge vermutet (Stauder 2011). Mit Blick auf die Partnerfindungschancen wird darüber hinaus den *geschlechtsspezifischen bildungsbezogenen Partnerwahlpräferenzen* eine Bedeutung zugesprochen. Hintergrund dieser Annahme ist die Konstellation von fortwirkenden bildungsbezogenen Partnerwahlmustern und der veränderten Bildungspartizipation von Frauen und Männern. Der v. a. bei Frauen weitverbreitete Wunsch nach einem Partner mit einem mindestens gleich hohen Bildungsabschluss (Skopek et al. 2009) trifft auf eine sich angleichende Bildungspartizipation von Frauen und Männer (Helbig 2012).<sup>4</sup> Aus dem hieraus resultierenden Unterangebot an Männern mit höheren Bildungsabschlüssen lässt sich auf restringierte Partnermarktbedingungen und somit auf erhöhte Transaktionskosten der Partnerfindung für höher gebildete Frauen schließen (Lichter et al. 1995).

Zu b): Die Festlegung auf eine konkrete Paarbeziehung impliziert Einschränkungen der berufsbezogenen Flexibilität und ist in diesem Sinne mit Opportunitätskosten der Partnerbindung verbunden. Ein Zusammenhang zwischen sozialstrukturellen Veränderungen und wachsenden Opportunitätskosten der Partnerbindung lässt sich in mehrfacher Hinsicht vermuten. Erstens ist auf die *verlängerten Ausbildungsphasen* hinzuweisen. Ausbildungspha-

<sup>4</sup> Mittlerweile sind die Abiturientenquoten der Frauen höher als die der Männer (Helbig 2012).

sen sind in der Regel durch ein hohes Maß an Unsicherheit über den zukünftigen Karriereverlauf gekennzeichnet. Die biografische Unsicherheit bringt es mit sich, dass Zukunftsoptionen möglichst offen gehalten werden, um potenzielle Bildungserträge nicht zu gefährden. Während der Ausbildung bestehen daher hohe Kosten der Festlegung auf einen bestimmten Partner (Oppenheimer 1988: 583).<sup>5</sup> Zweitens ist auf die – mitunter auch im hier interessierenden Zeitraum und vor allem während der 1990er Jahre – *angestiegene Arbeitslosenquote* hinzuweisen. Auch Arbeitslosigkeit ist mit dem Erfordernis einer Aufrechterhaltung von Flexibilität und somit mit Opportunitätskosten der partnerschaftlichen Festlegung verbunden. Gleiches trifft drittens auf die wachsende Instabilität der bestehenden Beschäftigungsverhältnisse (Struck et al. 2007) zu, die sich an diskontinuierlicher werdenden Erwerbsbiografien (Müller 2008) und der Verbreitung von befristeten Arbeitsverträgen (Brehmer & Seifert 2007: 20) bemisst.

Zu c): Von Bedeutung für den (subjektiv erwarteten) Beziehungsgewinn sind die *Erwerbspartizipation und die Einkommenschancen von Frauen*, die mit einem Bedeutungsverlust der Versorgungsfunktion von Paarbeziehungen einhergehen. Aus haushaltsökonomischer Sicht entfallen mit der Erwerbsbeteiligung der Frauen die Spezialisierungsvorteile arbeitsteilig organisierter Paarbeziehungen (Becker 1973). Mit der ökonomischen Unabhängigkeit der Frauen verbessern sich zudem die Alternativen zu bestehenden Paarbeziehungen (die Möglichkeiten, auch ohne Partner auszukommen), welche aus verhandlungstheoretischer Sicht den „Drohpunkt“ der Entscheidung gegen eine bestimmte Paarbeziehung bestimmen (Ott 1992). Erwerbspartizipation und Einkommenschancen von Frauen bestimmen in diesem Sinne sowohl die Ambitionen zur Partnerschaftsgründung als auch das Trennungsrisiko, so dass insgesamt von einem erhöhenden Effekt auf das Partnerlosigkeitsrisiko auszugehen ist. Unterstellt man eine persistente Wirkmächtigkeit tradierter Geschlechterrollen im Sinne des vielzitierten „male breadwinner model“, so ist zudem davon auszugehen, dass *zunehmende Arbeitsmarktschwierigkeiten von Männern* einen negativen Effekt auf

den zu erwartenden Beziehungsgewinn und somit auf die Partnerschaftsgründungschance und Beziehungsstabilität haben. Vice versa bieten Männer mit guten Erwerbschancen einen hohen Beziehungsgewinn, der hypothetisch mit guten Partnerschaftsgründungschancen und einer hohen Beziehungsstabilität einhergeht.

Eine weitere These, die ebenfalls den subjektiv erwarteten Beziehungsgewinn betrifft, ergibt sich mit Blick auf die *häufiger werdenden Erfahrungen von Elterntrennungen während der Kindheit*. Die These lässt sich der Diskussion um die „intergenerationale Transmission des Scheidungsrisikos“ (Diekmann & Engelhardt 1995) und hierbei speziell der von McLanahan & Bumpass (1988) stammenden sozialisationstheoretischen Begründung entlehnen: Durch die Erfahrung von Elterntrennungen während der Kindheit vermitteln sich demnach Vertrautheit und Kenntnisse von praktikablen Lösungen im Umgang mit Trennungen und Partnerlosigkeit. Das erlernte Wissen um die Möglichkeiten, auch ohne einen Partner auszukommen, führt in diesem Sinne dazu, dass der subjektiv erwartete Gewinn einer Beziehung in Relation zur Partnerlosigkeit weniger hoch eingeschätzt wird. Hiervon ausgehend lässt sich nicht nur mit Blick auf das Trennungs- und Scheidungsrisiko, sondern auch mit Blick auf die Partnerschaftsgründungsneigung ein Transmissionseffekt vermuten.

Für die genannten Vermutungen lassen sich in der Literatur bereits einige empirische Evidenzen finden. Dokumentiert sind Ausbildungsphaseneffekte und geschlechtsspezifische Effekte des Bildungsgrades auf die Eheschließungsneigung (z. B. Kurz et al. 2005) und auf Zusammenwohnen mit einem Partner (Lengerer 2010: 184ff.; 2012: 261ff.), negative Effekte der Erwerbsbeteiligung bzw. beruflichen Positionierung von Frauen auf das Scheidungsrisiko (z. B. Rapp 2013) und auf das Zusammenwohnen mit einem Partner (Lengerer 2010: 171f., 191f.), positive Effekte der Arbeitslosigkeit von Männern auf das Scheidungsrisiko (Rapp & Franzese 2013) und auf das Alleinwohnen ohne einen Partner im Haushalt (Lengerer 2010: 190ff., 2012: 264ff.), Transmissionseffekte auf das Scheidungsrisiko (Diekmann & Engelhardt 1995) sowie Partnermarkteffekte auf Eheschließungs- (Klein 1993) und Scheidungsraten (Klein 1994). Offen ist bislang dennoch, ob Personen mit den betreffenden bildungs-, beschäftigungs-, herkunfts- und partnermarktbezogenen Kontextbedingungen tatsächlich auch häufiger partnerlos sind oder ob sie lediglich seltener und diskontinuierlicher mit einem Partner zusammenwohnen bzw. verheiratet sind. Darüber

<sup>5</sup> Oppenheimer (1988) begründet hiermit zwar in erster Linie die niedrige Eheschließungsneigung während der Ausbildungsphase. Das Argument lässt sich aber auch auf die nicht eheliche Partnerbindung beziehen. Weil eine partnerschaftsbezogene Festlegung nicht nur materielle Austiegskosten setzt, sondern auch emotionale und normative, lässt sich das Argument auch auf Paarbeziehungen ohne gemeinsame Haushaltsführung beziehen.

hinaus wurde bislang noch nicht untersucht, ob die in den letzten zwei Jahrzehnten zu beobachtende Zunahme der Partnerlosigkeit mit der zeitlichen Variation dieser sozialstrukturellen Kontextbedingungen in einem Zusammenhang steht.

#### 4. Daten und Methode

Zur Untersuchung der obenstehenden Annahmen wird das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) herangezogen.<sup>6</sup> Das Variablenset des SOEP umfasst jährlich seit 1992 die Frage nach einer „festen Partnerschaft“ außerhalb des Haushalts. Während bis einschließlich 1991 nur Partnerschaften mit einem gemeinsamen Haushalt dokumentiert sind, werden in den späteren Wellen also auch Partnerschaften mit getrennten Haushalten erfasst.<sup>7</sup> Somit lässt sich mit dem SOEP die Entwicklung der Partnerlosigkeit ab den frühen 1990er Jahren untersuchen.<sup>8</sup>

Neben deskriptiven Auszählungen umfassen die Analysen multivariate Logit-Regressionsmodelle, wobei der Clusterung über die Personjahre durch robuste Standardfehler auf der Basis der Generalized-Estimating-Equations-Methode (GEE) Rechnung getragen wird. Partnerlosigkeit geht als dichotome Zustandsvariable in die Untersuchungen ein. Analysen der Übergänge zwischen Partnerbindung und Partnerlosigkeit sowie auch die Unterscheidung zwischen längeren Partnerlosigkeitsphasen und kurzfristiger Partnerlosigkeit nach einer Trennung sind mit den Daten nicht durchführbar. Beides scheitert am Fehlen der grundlegenden Informationen über die Dauer der Partnerlosigkeit und über die Dauer der Partnerschaften.<sup>9</sup> Daher ist von Interesse, ob sich die zu untersuchenden Zusammen-

hänge auch unter Berücksichtigung des Zeitbezugs von Veränderungen unabhängigen Variablen und dem Wechsel zwischen Partnerlosigkeit und Partnerbindung aufzeigen lassen. Hierzu werden neben konventionellen logistischen Regressionsanalysen Fixed-Effects-Logit-Modelle unter Verwendung der Conditional-Likelihood-Funktion berechnet. Die mit Fixed-Effects-Modellen geschätzten Koeffizienten basieren auf der zeitlichen Variation der unabhängigen Variablen innerhalb der Lebensläufe. Sie sind unempfindlich gegenüber Verzerrungen durch unbeobachtete zeitkonstante Heterogenität und zeigen an, wie sich das Risiko der Partnerlosigkeit verändert, wenn im individuellen Lebenslauf eine Zustandsänderung der betreffenden unabhängigen Variable erfolgt (Brüderl 2010). Gegenüber konventionellen Regressionsanalysen impliziert dies eine höhere Validität für kausale Interpretationen der aufgezeigten Zusammenhänge.

Zur Berücksichtigung der spezifischen Altersabhängigkeit der Partnerlosigkeit (vgl. Abb. 1) wird der Logit der Partnerlosigkeit jeweils in Abhängigkeit vom linearen und vom logarithmierten Alter berechnet (vgl. auch Lengerer 2010: 116ff.). Da es in den Untersuchungen weniger um die mortalitätsbedingte Partnerlosigkeit geht, wird in den multivariaten Berechnungen für Partnermortalität kontrolliert. Die betreffende Kontrollvariable bezieht sich zeitabhängig auf alle Fälle, für die der Tod eines Beziehungspartners dokumentiert ist. Die Ergebnisdarstellung erfolgt anhand marginaler Durchschnittseffekte (Average Marginal Effects; vgl. dazu z. B. Auspurg & Hinz 2011).

Die Analysen beziehen sich auf die Wohnbevölkerung Deutschlands der Jahrgänge 1945–1984 und auf den Beobachtungszeitraum 1992 bis 2010. Mit dem Altersbereich von 18 bis 55 Jahren wird der Altersbereich untersucht, für den ein Anstieg der Partnerlosigkeit festgestellt wurde (s. o.). Das SOEP umfasst Informationen zu 28.438 Personen, die den genannten Jahrgängen angehören und während des Beobachtungszeitraums zwischen 18 und 55 Jahre alt waren. Nach Abzug der Fälle mit fehlenden Angaben über die Existenz einer Partnerschaft verbleiben 27.955 Fälle (14.182 Frauen, 13.773 Männer), welche die Grundlage der deskriptiven Analysen (Abb. 1) bilden. Die Analytestichprobe für die multivariaten Analysen reduziert sich aufgrund fehlender Werte bildungs- und beschäftigungsbezogener Variablen auf 24.220 Fälle (12.359 Frauen, 11.861 Männer).<sup>10</sup> Hieraus resultieren ins-

<sup>6</sup> Die besondere Eignung des SOEP als Datenbasis zeigt sich im Vergleich mit anderen Panelstudien: Der Familiensurvey deckt nur den Zeitraum bis zum Jahr 2000 ab. Das Beziehungs- und Familienpanel (pairfam) ermöglicht aufgrund des selektiven Kohortendesigns keinen Vergleich der interessierenden Jahrgänge.

<sup>7</sup> Dabei kann es sich auch um gleichgeschlechtliche Partnerschaften handeln.

<sup>8</sup> Dies ist ungefähr der Zeitraum, auf den sich der Anstieg der Partnerlosigkeit datieren lässt (Eckhard 2014a).

<sup>9</sup> Ausgenommen sind lediglich die Fälle, bei denen der Beginn der Partnerlosigkeitsphase bzw. der Partnerschaft in den Beobachtungszeitraum fällt (aber nicht vor 1992). Eine auf diese Fälle reduzierte Analyse wäre aber mit einer verzerrten Analytestichprobe verbunden. Auch der Griff zu anderen Daten schafft keine Abhilfe, da dort entweder der interessierende Zeitraum (so z. B. im Familiensurvey) oder das interessierende Spektrum der Geburtsjahrgänge (so im Beziehungs- und Familienpanel pairfam, Survey of

Health, Ageing, and Retirement in Europe) nicht in vollem Umfang erfasst wird.



gesamt 188.007 Spells (Personenjahre), davon entfallen 97.540 auf Frauen und 90.467 auf Männer. Über die Verteilung der Analysevariablen in der Stichprobe informiert Tabelle A1 (Online-Anhang unter [www.zfs-online.org](http://www.zfs-online.org)). Zur Korrektur der aus Panelausfällen, der Generierung von Befragungen über Haushaltskontexte und der aus dem Zusammenspiel der Einzelstichproben des SOEP resultierenden Verzerrungen werden die Gewichtungungsverfahren des SOEP für Längsschnittanalysen (vgl. Haisken-DeNew & Frick 2005: 153ff.) verwendet.

Bildungsabschlüsse werden zeitabhängig auf Basis der generierten Bildungsvariablen des SOEP und Ausbildungsaktivitäten sowie die Erwerbsituation zeitabhängig auf Basis der im SOEP jährlich erhobenen Angaben rekonstruiert. Zivil- und Wehrdienstleistende, Ruheständler und Berufsunfähige zählen als nicht erwerbstätig. Mit Blick auf die erwerbstätigkeitsbezogenen Variablen besteht das Problem, dass das Ende einer Partnerschaft infolge der damit entfallenden materiellen Ressourcen auch der Grund einer Erwerbstätigkeitsaufnahme oder einer Arbeitslosigkeitsmeldung sein kann. Daher ist es sinnvoll, bei der Klassifizierung der Fälle eine erst im Bezugsjahr eingetretene Veränderung nicht zu berücksichtigen. Dementsprechend zählt ein Beobachtungsfall im Folgenden nur dann zu der betreffenden Kategorie, wenn das entsprechende Merkmal mindestens ein Jahr lang, also bereits im Vorjahr des Bezugsjahres vorliegt. Auf diese Weise schlagen sich die Effekte von beschäftigungsbezogenen Merkmalsveränderungen, die sich zeitgleich mit dem Ende oder dem Beginn einer Partnerschaft ereignen, in den Ergebnissen nicht nieder.

Zur Operationalisierung der Einkommenschancen wird darüber hinaus die Berufsposition der jeweils letzten Erwerbstätigkeitsphase ermittelt (über die Aufteilung der Berufsgruppen auf drei Kategorien von Berufspositionen informiert die Legende der Tabellen 2 und A1). Die Berufsposition wird jeweils zeitversetzt (mit Bezug auf das Vorjahr) in die Regressionsmodelle aufgenommen. Die Rekonstruktion basiert auf den jährlich erhobenen Angaben zur beruflichen Stellung und verwendet alle SOEP-Wellen ab der ersten Welle. Zur Berücksichtigung auch der beruflichen Entwicklung vor dem Paneleintritt bzw. -beginn wird die Biografie-Erhebung des SOEP (Haisken-DeNew & Frick 2005: 103ff.) verwendet.

Instabile Beschäftigung wird erstens über die Befristung des aktuellen Beschäftigungsverhältnisses (jährlich abgefragt) indiziert. Auch hierbei besteht das Problem, dass es infolge von Trennungen dazu kommen kann, dass zuvor nicht erwerbstätige Personen eine befristete Beschäftigung annehmen. Die Variable lässt aus diesem Grund diejenigen Fälle unberücksichtigt, die im Jahr vor der befristeten Beschäftigung zu den nicht erwerbstätigen Personen zählen. Zweitens wird die Beschäftigungsstabilität über Arbeitsgeberwechsel und Arbeitslosigkeits Erfahrungen in den vergangenen drei Jahren indiziert, die sich anhand der jährlich erhobenen Kalender- und der erwerbsbiografischen Retrospektivdaten (Haisken-DeNew & Frick 2005: 86ff.) nachvollziehen lassen.

Die These eines Transmissionseffektes lässt sich mit dem SOEP über die Angaben zur Herkunftsfamilie operationalisieren. Dort ist dokumentiert, ob alle Kindheitsjahre (bis zum 15. Lebensjahr) mit beiden Elternteilen verlebt wurden. Von einer Trennung der Eltern wird ausgegangen, wenn dies nicht der Fall und wenn – gemäß den im SOEP erfassten Todesjahren der Eltern – während der Kindheitsjahre kein Elternteil verstorben ist.

Als Indikator der Partnermarktbedingungen wird die von Goldmann et al. (1984) vorgeschlagene Availability Ratio (AR) verwendet. Die AR bestimmt sich für Personen in einem bestimmten Alter aus dem quantitativen Verhältnis zwischen den altersmäßig passenden Jahrgängen des Gegengeschlechts und den um diese Jahrgänge konkurrierenden Jahrgängen des eigenen Geschlechts. Zur Berechnung der AR sind Alters-(relevanz-)gewichte zu ermitteln. Hierzu wurde mit dem Familiensurvey des Deutschen Jugendinstituts (3. Welle) die Verteilung von Altersabständen zwischen Beziehungspartnern in unterschiedlichen Altersstufen untersucht. Aus den ermittelten Verteilungsmustern resultieren die in Abb. A1 (Online-Anhang) exemplarisch für einige Altersstufen abgetragenen Altersgewichte. Die hiermit zu gewichtenden Bevölkerungsdaten werden durch das Statistische Bundesamt zur Verfügung gestellt.<sup>11</sup> Auf dieser Grundlage wurde die AR getrennt nach Geschlecht, Alter, Kalenderjahr und dem Bundesland berechnet und gemäß diesen Kriterien mit den SOEP-Daten verknüpft.

Die resultierenden mittleren AR-Werte verschiedener Jahrgangsgruppen (Tabelle A2 im Online-An-

<sup>10</sup> Der Ausfall vieler Fälle begründet sich dadurch, dass zur Rekonstruktion vieler beschäftigungsbezogener Variablen auch die Information über das Vorjahr herangezogen wird. In der Folge entfallen zahlreiche Fälle, die im SOEP nur ein einziges Mal befragt wurden.

<sup>11</sup> Die Daten sind unter [genesis.destatis.de/genesis/online/data](http://genesis.destatis.de/genesis/online/data) (l. Z. Juli 2013) verfügbar und beziehen sich auf die Wohnbevölkerung (inklusive der ausländischen Bevölkerung).

hang) spiegeln wider, dass Frauenjahrgänge, die während eines Geburtenanstiegs (oder kurz danach) geboren wurden, mit ungünstigen Partnermarktbedingungen konfrontiert sind, wohingegen Männer ungünstige Partnermarktbedingungen vorfinden, wenn sie in Zeiten sinkender Geburtenzahlen geboren sind. Wie die Werte allerdings auch zeigen, wird dieser Zusammenhang in den neuen Bundesländern durch die überproportional häufige Abwanderung von Frauen (Hunt 2006: 1032f.; Mai 2006: 360) teils verdeckt, teils verschärft. Die AR geht in die Berechnungen in logarithmierter Form ein.<sup>12</sup>

## 5. Die Zunahme der Partnerlosigkeit

Abb. 1 beschreibt die Zunahme der Partnerlosigkeit in der Abfolge der Geburtsjahrgänge 1945–1984. Weil das Aufkommen an Partnerlosigkeit im SOEP erst ab der Welle von 1992 dokumentiert ist, lassen sich die Partnerlosigkeitsquoten jeweils nur für diejenigen Altersstufen auszählen, die von den verschiedenen Geburtskohorten seit 1992 durchlaufen wurden. Der Vergleich benachbarter Jahrgangsgruppen lässt dennoch gut erkennen, dass die jüngeren Jahrgänge zunehmend häufiger partnerlos sind. In fast allen Altersstufen weisen die jüngeren im Vergleich zu den nächstälteren Jahrgängen höhere Partnerlosigkeitsquoten auf. Bei den Frauen trifft dies insbesondere auf den Altersbereich zwischen 22 und 35 Jahren zu. Bei den Männern ist hingegen eine relativ gleichmäßige Zunahme der Partnerlosigkeit in allen Altersstufen zu beobachten.

In den in Tabelle 1 dargestellten Logit-Regressionen spiegelt sich diese Entwicklung in den signifikanten Kohorteneffekten auf das Partnerlosigkeitsrisiko wider.<sup>13</sup> Bei den Frauen (Spalte 1) wie bei den Männern (Spalte 3) weisen die Jahrgänge ab 1970 mit steigender Tendenz signifikant höhere Risiken auf als die Referenzgruppe der Jahrgänge 1960–64. In den Average Marginal Effects kommt zum Ausdruck, dass das Partnerlosigkeitsrisiko (unter Kontrolle des Alters und der Partnermortalität) bei den Jahrgängen 1970–74 um 5 (Frauen) bzw. 4 (Männer) Prozentpunkte, bei den Jahrgängen 1975–59 um 8 (Frauen) bzw. 6 (Männer) und bei den Jahrgängen 1980–84 schließlich um 9 (Frauen) bzw. 11

Prozentpunkte (Männer) höher ist als bei der Referenzgruppe der frühen 1960er Jahrgänge.

Die Auswertungen der Spalten 2 und 4 differenzieren zusätzlich zwischen den alten und neuen Bundesländern. Eine Zunahme der Partnerlosigkeit lässt sich für beide Teile Deutschlands feststellen.<sup>14</sup> Darüber hinaus zeigt sich, dass der Anstieg der Partnerlosigkeitsquoten bei den Männern in Ostdeutschland stärker ausfällt als in Westdeutschland. Mit Blick auf die Frauen ist ersichtlich, dass der Anstieg der Partnerlosigkeit nicht durchgehend linear erfolgt. Im Westen weisen etwa die Jahrgänge 1950–54 niedrigere Partnerlosigkeitsquoten auf als die Jahrgänge 1945–49. Zu einem signifikanten Anstieg der Partnerlosigkeit kommt es dann in der Abfolge der Kohorten der späten 1960er und der 1970er Jahre. Bei den 1980er Jahrgängen steigen die Quoten nicht mehr weiter an. Auch bei den Frauen im Osten deutet sich mit Blick auf die älteren Jahrgänge (1950–54, 1955–59, 1960–65), darüber hinaus aber auch mit Blick auf die jüngeren Jahrgänge eine diskontinuierliche Entwicklung an. So geht dort anders als bei den Frauen im Westen die Partnerlosigkeit nach einem deutlichen Anstieg (Jahrgänge 1970–74) wieder zurück (Jahrgänge 1975–79), steigt aber anschließend wieder an (Jahrgänge 1980–84).

## 6. Sozialstrukturelle Determinanten der Partnerlosigkeit

Bevor der Frage nachgegangen wird, ob und in welcher Hinsicht die oben dargestellten Kohortenunterschiede und somit die steigenden Partnerlosenquoten in einem Zusammenhang mit den theoretisch vermuteten Einflussgrößen stehen, untersucht Tabelle 2, ob sich die unterstellten Effekte sozialstruktureller Merkmale auf das Partnerlosigkeitsrisiko überhaupt empirisch beobachten lassen. Die Werte der Spalte 1 beziehen sich auf das Partnerlosigkeitsrisiko von Frauen, die der Spalte 2 auf das Partnerlosigkeitsrisiko von Männern.

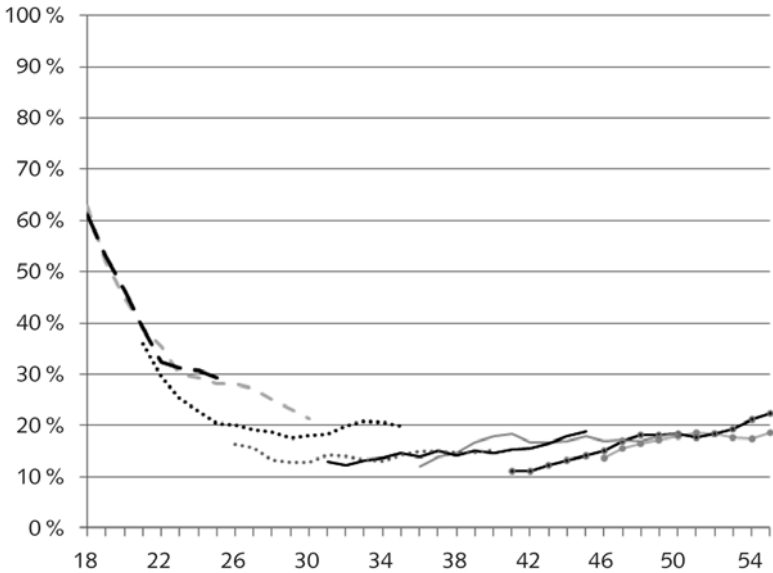
Bestätigung findet der vermutete Effekt von Ausbildungsphasen. So steigt das Partnerlosigkeitsrisiko während eines Studiums an einer Hochschule oder Fachhochschule um 12 (Frauen) bzw. 11 (Männer) Prozentpunkte an. Auch für Phasen der Berufsausbildung und für die Schulzeit zeigt sich für beide

<sup>12</sup> Hierdurch wird eine symmetrische Verteilung der Werte um den neutralen Nullpunkt erzielt (Fossett & Kiecolt 1991).

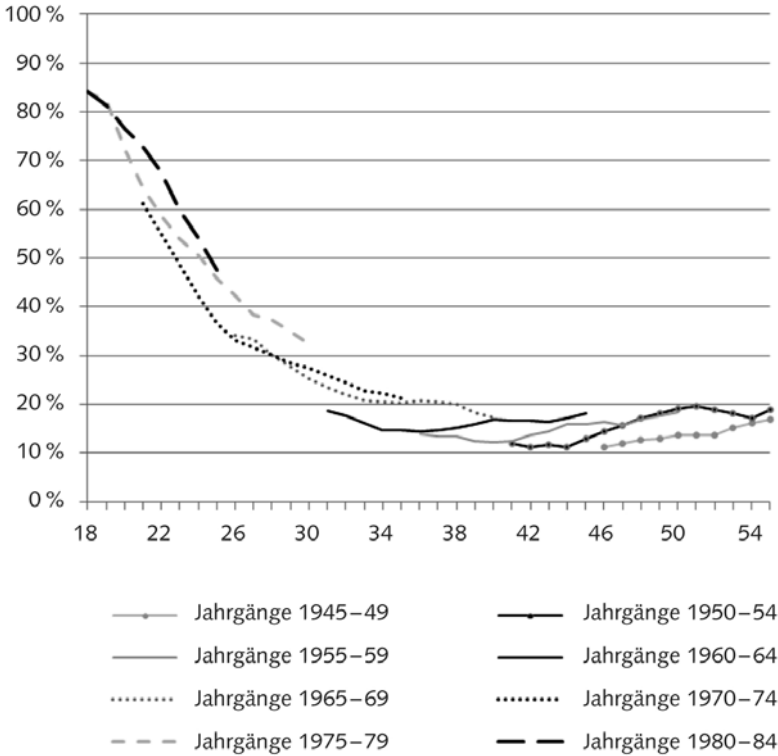
<sup>13</sup> Hierbei ist bereits für Partnermortalität kontrolliert.

<sup>14</sup> Referenzgruppe sind zwar die westdeutschen Jahrgänge 1960–64, deren Partnerlosigkeitsrisiko unterscheidet sich jedoch kaum von dem der ostdeutschen Jahrgänge 1960–64.

a) Frauen



b) Männer



Daten: SOEP 1992–2010, gleitende 3-Jahres-Altersdurchschnitte; eigene Berechnung

Abb. 1 Partnerlosigkeit (%) nach Alter und Geschlecht im Vergleich verschiedener Geburtskohorten



**Tabelle 1** Kohorteneffekte der Partnerlosigkeit (Average Marginal Effects, Standardfehler in Klammern)

	Frauen		Männer	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Jahrgänge				
1945–49	–0,05 (0,20)	–0,03 (0,22)	–0,05 (0,19)	–0,05 (0,21)
1950–54	–0,04 * (0,14)	–0,04 * (0,16)	–0,02 (0,17)	–0,01 (0,19)
1955–59	–0,01 (0,14)	0,01 (0,15)	–0,02 (0,13)	–0,02 (0,15)
1960–64 (Ref.)				
1965–69	–0,01 (0,11)	0,00 (0,12)	0,02 (0,11)	0,03 (0,13)
1970–74	0,05 * (0,12)	0,05 * (0,14)	0,04 * (0,12)	0,05 * (0,13)
1975–79	0,08 ** (0,13)	0,10 *** (0,14)	0,06 ** (0,13)	0,07 ** (0,14)
1980–84	0,09 *** (0,14)	0,10 *** (0,15)	0,11 *** (0,14)	0,12 *** (0,15)
1945–49 * NBL		–0,06 (0,32)		0,03 (0,35)
1950–54 * NBL		–0,01 (0,20)		–0,01 (0,24)
1955–59 * NBL		–0,06 * (0,20)		0,00 (0,23)
(Ref. *) NBL		0,03 (0,20)		0,03 (0,20)
1965–69 * NBL		–0,02 (0,19)		0,03 (0,19)
1970–74 * NBL		0,06 * (0,20)		0,07 * (0,19)
1975–79 * NBL		0,04 (0,20)		0,08 * (0,22)
1980–84 * NBL		0,09 * (0,21)		0,16 *** (0,21)
Alter–18	0,01 *** (0,01)	0,01 *** (0,01)	0,01 *** (0,01)	0,01 *** (0,01)
Log (Alter–18)	–0,19 *** (0,07)	–0,19 *** (0,07)	–0,30 *** (0,08)	–0,30 *** (0,08)
Partnermortalität <sup>1</sup>	0,44 *** (0,22)	0,44 *** (0,22)	0,40 *** (0,18)	0,40 *** (0,19)
Konstante (p-Wert)	0,24 (0,14)	0,24 (0,15)	0,56 *** (0,16)	0,55 *** (0,16)
Personen/Spells	12359/97540	12359/97540	1861/90467	11861/90467
McFadden R <sup>2</sup>	0,05	0,05	0,10	0,10

\*, \*\*, \*\*\* = signifikant mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von maximal 5 %, 1 %, 0,01 %; robuste Standardfehler

NBL = Neue Bundesländer

<sup>1</sup> Tod eines früheren Partners

Daten: SOEP 1992–2010, Personen im Alter zwischen 18 und 55 Jahren

Geschlechter ein erhöhtes Partnerlosigkeitsrisiko. Die These geschlechtsspezifischer Effekte des erreichten Bildungsgrades lässt sich jedoch nicht belegen. Ein systematischer Bildungseffekt ist weder für Frauen noch für Männer zu erkennen.

Die Erwerbsbeteiligung bei Frauen hat hingegen den erwarteten risikosteigernden Effekt auf die Partnerlosigkeit. In Teilzeit erwerbstätige Frauen sind seltener partnerlos als in Vollzeit erwerbstätige Frauen; am geringsten verbreitet ist Partnerlosigkeit unter den nicht erwerbstätigen Frauen. Der Effekt einer fehlenden Erwerbstätigkeit bezieht sich jedoch nicht auch auf arbeitslose Frauen. Arbeitslosigkeit hat bei beiden Geschlechtern einen steigenden Effekt auf das Partnerlosigkeitsrisiko.

Bemerkenswert ist, dass sich bei Frauen kein Effekt der höchsten erreichten beruflichen Positionierung

aufzeigen lässt. Ausschlaggebend ist demnach weniger der Karriereerfolg, vielmehr kommt es darauf an, ob überhaupt einer Erwerbstätigkeit nachgegangen wird. Mit Blick auf die männliche Bevölkerung hingegen belegen die Ergebnisse einen reduzierenden Effekt sowohl der beruflichen Positionierung als auch des Umfangs der Erwerbstätigkeit auf das Partnerlosigkeitsrisiko.

Bei Frauen zeigt sich zudem ein Zusammenhang zwischen der Beschäftigungsstabilität und dem Partnerlosigkeitsrisiko. Zwar gibt es keinen Zusammenhang mit Arbeitgeberwechseln, wohl aber mit befristeter Beschäftigung und mit Arbeitslosigkeits Erfahrungen innerhalb der vergangenen 36 Monate. Beide Merkmale erhöhen bei Frauen die Wahrscheinlichkeit, partnerlos zu sein. Bei Männern hingegen korreliert befristete Beschäftigung nicht mit

**Tabelle 2** Sozialstrukturelle Determinanten der Partnerlosigkeit (Average Marginal Effects, Standardfehler in Klammern)

	Logit-Modell		Fixed-Effects-Logit-Modell	
	Frauen (1)	Männer (2)	Frauen (3)	Männer (4)
<i>Bildung</i>				
Hochschulabschluss	–0,01 (0,11)	–0,02 (0,12)	–0,04 ** (0,15)	–0,02 ** (0,16)
Hochschulreife+Berufsausb.	0,00 (0,13)	0,02 (0,14)	–0,03 * (0,14)	0,01 (0,15)
And. Schulabschl.+Berufsausb.	–0,02 * (0,08)	–0,01 (0,09)	–0,03 ** (0,08)	0,00 (0,19)
Hochschulr. o. Berufsausb.	0,04 * (0,12)	0,02 (0,13)	0,00 (0,13)	0,01 (0,15)
And. Schulabschl. o. Ausb. (Ref.)				
<i>Ausbildungsphasen</i>				
Noch in Schule	0,14 *** (0,13)	0,06 * (0,15)	0,02 (0,15)	0,00 (0,17)
In Berufsausbildung	0,03 * (0,10)	0,06 ** (0,10)	0,02 * (0,08)	0,01 * (0,08)
In Hochschulausbildung	0,12 *** (0,13)	0,11 *** (0,12)	0,05 *** (0,10)	0,01 * (0,09)
<i>Erwerbsbeteiligung – seit mind. 1 Jahr...</i>				
vollzeit erwerbst. (Ref.)				
teilzeit/geringfügig/unregelm.	–0,09 *** (0,08)	0,10 ** (0,15)	–0,01 * (0,04)	0,02 ** (0,11)
nicht erwerbstätig	–0,11 *** (0,13)	0,22 *** (0,19)	–0,06 *** (0,11)	0,02 * (0,18)
Arbeitslos	0,09 *** (0,11)	0,10 *** (0,10)	0,06 *** (0,09)	0,02 *** (0,09)
<i>Letzte berufl. Positionierung</i>				
Maximal niedrig <sup>1</sup> (Ref.)				
Mittel <sup>2</sup>	–0,01 (0,05)	–0,02 * (0,05)	0,00 (0,06)	–0,01 ** (0,05)
Hoch <sup>3</sup>	0,03 (0,24)	–0,06 ** (0,17)	0,00 (0,15)	–0,02 ** (0,14)
<i>Beschäftigungsstabilität</i>				
Befristete Beschäftigung <sup>4</sup>	0,04 *** (0,05)	0,01 (0,05)	0,02 ** (0,04)	0,00 (0,04)
Arbeitgeberwechsel <sup>5</sup>	0,00 (0,12)	–0,03 (0,13)		
Arbeitslos i. d. verg. 3 J. <sup>6</sup>	0,03 ** (0,07)	0,09 *** (0,07)		
Trennung d. Eltern während Kindheit	0,05 ** (0,10)	0,01 (0,10)		
<i>Partnermarkt</i>				
Availability Ratio <sup>7</sup>	–0,27 * (0,54)	–0,07 * (0,54)		
Partnermortalität <sup>8</sup>	0,44 *** (0,23)	0,34 *** (0,21)	0,74 *** (0,27)	0,41 *** (0,36)
Alter–18	0,01 ** (0,01)	0,01 ** (0,01)	0,02 ** (0,01)	0,00 (0,01)
Log (Alter–18)	–0,12 *** (0,08)	–0,27 *** (0,09)	–0,20 *** (0,07)	–0,08 *** (0,07)
Konstante (p-Wert)	0,24 (0,14)	0,58 *** (0,15)		
Personen/Spells	12359/97540	11861/90467	12359/97540	11861/90467
McFadden R <sup>2</sup>	0,08	0,09	0,08	0,09

\*, \*\*, \*\*\* = signifikant mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von maximal 5 %, 1 %, 0,01 %; robuste Standardfehler

<sup>1</sup> Letzte Berufspos.: Un-/angelernte Arbeiter, Angest. o. Ausb., mithelfende Familienangehörige oder Pers. o. Berufserfahrungen

<sup>2</sup> Letzte Berufspos.: Fach-/Vorarbeiter, Meister, Selbstst. m. unter 10 Angest., Angest. m. qualifiziert. Tätig., Beamte unterhalb d. höher. Dienstes

<sup>3</sup> Letzte Berufspos.: Freiberuf. Tätigk., Selbstständige m. ü. 10 Mitarbeitern, Angest. m. Führungsaufg., Beamte i. höheren Dienst

<sup>4</sup> Ohne befristete Beschäftigung im Anschluss an eine Nicht-Erwerbstätigkeitsphase

<sup>5</sup> Arbeitgeberwechsel innerhalb der letzten drei Jahre

<sup>6</sup> Ohne aktuelle Arbeitslosigkeit

<sup>7</sup> Bezogen auf das Bundesland nach Geschlecht, Alter und Kalenderjahr; logarithmiert

<sup>8</sup> Tod eines früheren Partners

Daten: SOEP 1992–2010, Personen im Alter zwischen 18 und 55 Jahren

Partnerlosigkeit. Ein Zusammenhang zwischen unsicherer Beschäftigung und Partnerlosigkeit kommt hier jedoch durch den auch für Männer feststellbaren Effekt von Arbeitslosigkeitserfahrungen in den letzten drei Jahren zum Ausdruck.

Für Elterntrennungen während der Kindheit zeigt sich der vermutete Effekt wiederum nur bei den Frauen. Vor dem Hintergrund der sozialisations-theoretischen Begründung des Transmissioneffektes ist dies jedoch plausibel. Da der alleinerziehende, partnerlose Elternteil in der Regel die Mutter ist, vermitteln sich in der Kindheitserfahrung Bewältigungsstrategien, die sich auf den Umgang mit Partnerlosigkeit beziehen, vor allem für Frauen und weniger für Männer.

Der erwartete negative Effekt der AR auf das Partnerlosigkeitsrisiko zeigt sich hingegen bei beiden Geschlechtern. Hierin bestätigt sich der postulierte Einfluss der Partnermarktsituation.

Wenn man Paarbeziehungen über die Existenz eines gemeinsamen Haushalts definiert, ergeben sich z. T. andere Resultate, wie in Tabelle A3 (Online-Anhang) gezeigt wird. Dies verdeutlicht, dass Befunde über das Zusammenwohnen mit einem Partner nicht vorschnell auf Partnerlosigkeit verallgemeinert werden sollten.

Mit Blick auf kausale Interpretationen der in Tabelle 2 aufgezeigten Zusammenhänge ist von Bedeutung, dass sich die Effekte der Ausbildungsphasen und der Beschäftigungssituation auf das Partnerlosigkeitsrisiko in ihren Tendenzen auch mit Fixed-Effects-Logit-Modellen ermitteln lassen (Spalte 3 und 4), in denen die Effekte allein auf der zeitlichen Variation der unabhängigen Variablen innerhalb der Lebensläufe beruhen.<sup>15</sup> In den Fixed-Effects-Regressionen zeigen sich, ebenfalls in Übereinstimmung mit Tabelle 2, keine risikosteigernden Effekte höherer Bildungsabschlüsse und höherer Berufspositionen bei Frauen.

## 7. Jahrgangsunterschiede der Partnerlosigkeit im Kontext sozialstruktureller Veränderungen

Nachdem in den vorangegangenen Abschnitten der Anstieg der Partnerlosigkeit in der Jahrgangsabfolge

(5) und der Einfluss sozialstruktureller Merkmale auf das Partnerlosigkeitsrisiko aufgezeigt wurden (6), geht es nun um die Frage, welche dieser Einflussgrößen in einem Zusammenhang mit den Jahrgangsunterschieden und somit mit der Zunahme der Partnerlosigkeit in den letzten Jahrzehnten stehen. Wie oben (6) gezeigt, kommen dabei bei Männern die Effekte der Partnermarktbedingungen, der Teilnahme an Ausbildungen, der Erwerbsbeteiligung und der Beschäftigungsstabilität, bei Frauen darüber hinaus auch der Transmissionseffekt in Betracht. In den Analysen der Tabellen 3 und 4 werden diese Einflussfaktoren nacheinander in das Regressionsmodell aufgenommen. Die jeweils erzielte Mediation der Kohorteneffekte gibt Aufschluss darüber, ob die betreffenden Merkmale zur Aufklärung der Kohortenunterschiede und somit des Entwicklungstrends der Partnerlosigkeit beitragen.

Die Ergebnisse für Frauen sind in Tabelle 3 wiedergegeben. Spalte 1 wiederholt die Kohorteneffekte aus Tabelle 1, Spalte 2 zeigt Ergebnisse hinsichtlich der Frage, ob sich die Kohortenunterschiede mit den ungleichen Partnermarktbedingungen begründen lassen. Dabei ist zu beachten, dass die Geburtskohorten der späten 1960er und frühen 1970er Jahre (aufgrund der rapide fallenden Geburtenzahlen dieser Zeit) bessere Partnermarktbedingungen vorfinden als die Referenzgruppe der 1960–64 geborenen Frauen (vgl. Tabelle A2 im Online-Anhang). Auch die jüngeren ostdeutschen Frauenjahrgänge, deren Partnermarktbedingungen bereits durch die Ost-West-Wanderung geprägt sind, finden sich in einer relativ guten Partnermarktlage wieder. Wie ein Vergleich zwischen Spalte 1 und 2 zeigt, ergibt sich bei Kontrolle der AR für diese Jahrgänge daher keine Reduktion der Kohorteneffekte. Stattdessen zeigt sich ein Suppressionszusammenhang (dazu Kopp & Lois 2012: 138ff.). So werden für die 1970er Jahrgänge in Spalte 2 stärkere Effekte geschätzt als in Spalte 1. In Bezug auf die neuen Bundesländer gilt dies auch für die (von den Migrationsprozessen profitierenden) Jahrgänge 1980–84. Ebenso gibt es Suppressionseffekte für die westdeutschen Frauenjahrgänge der frühen 1950er sowie für die ostdeutschen Frauenjahrgänge der späten 1940er Jahre, die aufgrund der damals steigenden Geburtenzahlen ein Unterangebot an altersmäßig passenden Männern vorfinden. Eine Abschwächung der Kohorteneffekte zeigt sich aber mit Blick auf die Frauenjahrgänge der späten 1970er und frühen 1980er Jahre in den alten Bundesländern. Diese Jahrgänge finden im Vergleich zu den nächstälteren Kohorten ungünstigere Partnermarktbedingungen vor (Tabelle A2 im Online-An-

<sup>15</sup> In Fixed-Effects-Modellen können allerdings keine Variablen berücksichtigt werden, die keine oder nur wenig Veränderung im Beobachtungszeitraum aufweisen (dies betrifft auch die AR, da diese sich vor allem aus der Jahrgangszugehörigkeit bestimmt) oder sich auf zurückliegende Zeiten beziehen (wie Arbeitslosigkeit während der vergangenen drei Jahre).

hang), so dass sich die betreffenden Kohorteneffekte unter Kontrolle der AR reduzieren. Das erhöhte Partnerlosigkeitsrisiko der ab den späten 1970ern geborenen westdeutschen Frauenjahrgänge steht also in Zusammenhang mit deren relativ ungünstigen Partnermarktlage.

Die Berücksichtigung des Transmissionseffektes in Spalte 3 führt zu einer weiteren Reduzierung der Parameterwerte für einige jüngere Jahrgänge. Dies stützt die Vermutung, dass sich die erhöhte Partnerlosigkeit der westdeutschen Frauenjahrgänge 1975–79 und 1980–84 sowie der ostdeutschen Frauenjahrgänge 1980–84 zu einem Teil auch durch den Transmissionseffekt begründet.

Spalte 4 kontrolliert neben dem Partnermarkt- und dem Transmissionseffekt den Einfluss von Ausbildungsphasen. Gegenüber Spalte 3 ergibt sich hierdurch lediglich eine geringfügige Reduzierung des Effekts für die Jahrgänge 1980–84 (alte und neue Bundesländer). Obwohl Ausbildungsphasen relativ häufig mit Partnerlosigkeit einhergehen, lässt sich der Anstieg der Partnerlosigkeit also kaum auf zunehmende Ausbildungsdauer zurückführen. In Anbetracht der vergleichsweise starken Ausweitung der Partnerlosigkeit im ausbildungsintensiven Altersbereich zwischen 20 und 30 Jahren (Abb. 1) mag dies zunächst überraschen. Zu bedenken ist jedoch, dass sich die aufgezeigte Zunahme der Partnerlosigkeit im jüngeren Erwachsenenalter auf die Geburtsjahrgänge der 1970er und 1980er Jahre bezieht. Die Expansion weiterführender Bildungskarrieren war bei diesen Jahrgängen bereits weitgehend abgeschlossen (Mayer 2003). Für den in Abb. 1 dargestellten starken Anstieg der Partnerlosigkeit im dritten Lebensjahrzehnt müssen daher andere Faktoren als die Verweildauer im Ausbildungssystem ausschlaggebend sein.

In Betracht kommen hierbei nicht zuletzt die veränderten Beschäftigungsstrukturen. Unter Kontrolle der Erwerbsbeteiligung ergibt sich in Spalte 5 eine weitere Abschwächung der Kohorteneffekte, wovon nun auch die in den 1960ern und 1970ern geborenen Jahrgänge betroffen sind. So sind deutliche Reduzierungen der Effekte für die ost- und westdeutschen Jahrgänge 1970–74 und für die ostdeutschen Jahrgänge 1975–79 sowie darüber hinaus auch geringfügige Verminderungen der Effekte für die übrigen jüngeren west- und ostdeutschen Jahrgänge festzustellen. Die Unterschiede zwischen den jüngeren in Ostdeutschland lebenden Frauenjahrgängen sind unter Kontrolle der Erwerbsbeteiligung nicht mehr statistisch signifikant. Wie Spalte 6 zeigt, ist hierbei vor allem die Verbreitung von

Nicht-Erwerbspersonen und von Teilzeitbeschäftigung, weniger aber die Arbeitslosenquote ausschlaggebend.

Beachtenswert ist hierbei, dass sich die Effekte für die älteren ostdeutschen Frauenjahrgänge bei Kontrolle der Erwerbsbeteiligung (Spalte 4) verstärken. Die hohe Erwerbsbeteiligung dieser Jahrgänge, deren Berufskarrieren in weiten Teilen vor der ostdeutschen Systemtransformation und somit unter anderen Kontextbedingungen stattfanden, weist noch keinen Zusammenhang mit dem Partnerlosigkeitsrisiko auf. So war auch der Zusammenhang zwischen der Erwerbsbeteiligung von Ehefrauen und dem Scheidungsrisiko in der DDR im Vergleich zu Westdeutschland deutlich schwächer (Böttcher 2006). Bei Kontrolle der Erwerbsbeteiligung fallen die Unterschiede zwischen den älteren ostdeutschen Jahrgängen und der Referenzgruppe daher größer aus (Suppression).

Die zusätzliche Kontrolle für Arbeitslosigkeit trägt kaum zur Reduzierung der Kohorteneffekte bei. Lediglich der Effekt für die westdeutschen Jahrgänge 1975–79 fällt unter Kontrolle von Arbeitslosigkeit gegenüber Spalte 5 etwas schwächer aus. Mit Blick auf die abnehmende Beschäftigungsstabilität hingegen lassen die Ergebnisse der Spalte 7 die Interpretation zu, dass diese auch zur Erklärung der Partnerlosigkeit der Jahrgänge 1970–74 und 1980–84 beiträgt. Der Vergleich der Spalten 7 und 8 macht deutlich, dass hierbei vor allem die zunehmenden befristeten Beschäftigungsverhältnisse, weniger hingegen die zurückliegenden Arbeitslosigkeitserfahrungen innerhalb der letzten drei Jahre ausschlaggebend sind. Unter Kontrolle für befristete Beschäftigung vermindern sich die Effekte aller ost- und westdeutschen Kohorten ab den Jahrgängen 1970–74.

Während unter Kontrolle von ausschließlich den Partnermarktbedingungen (Spalte 2) für diese Frauenjahrgänge noch Differenzen von bis zu 11 Prozentpunkten gegenüber der Referenzgruppe der 1960er Jahrgänge ermittelt werden, belaufen sich die Unterschiede unter Kontrolle des Transmissionseffektes und der Effekte von Ausbildungsphasen, der Erwerbsbeteiligung und der Beschäftigungsstabilität nur noch auf 3 bis 6 Prozentpunkte. Die Kohorteneffekte sind zudem größtenteils nicht mehr statistisch signifikant. Unter den jüngeren Jahrgangsgruppen unterscheiden sich in Spalte 7 und 8 lediglich die westdeutschen Frauenjahrgänge 1970–74 und 1975–79 noch signifikant von der Referenzgruppe.

Auch bei den Männern (Tabelle 4) zeigt sich für einige Jahrgangsgruppen, dass deren hohe Partnerlo-





Tabelle 3 (Fortsetzung)

	1	2	3	4	5	6	7	8
Partnertotalität <sup>5</sup>	0,44*** (0,22)	0,44*** (0,22)	0,45*** (0,22)	0,44*** (0,22)	0,45*** (0,22)	0,45*** (0,22)	0,45*** (0,22)	0,45*** (0,22)
Alter–18	0,01*** (0,01)	0,01*** (0,01)	0,01*** (0,01)	0,01*** (0,01)	0,01*** (0,01)	0,01*** (0,01)	0,01*** (0,01)	0,01*** (0,01)
Ln (Alter–18)	–0,19*** (0,07)	–0,19*** (0,07)	–0,19*** (0,07)	–0,14*** (0,08)	–0,14*** (0,08)	–0,14*** (0,08)	–0,13*** (0,08)	–0,14*** (0,08)
Konstante	0,24 (0,15)	0,27 (0,18)	0,27 (0,17)	0,18* (0,19)	0,19** (0,19)	0,20* (0,19)	0,20* (0,19)	0,20* (0,19)
McFadden R <sup>2</sup>	0,05	0,05	0,05	0,06	0,08	0,08	0,08	0,08

\*\*\*, \*\*, \* = signifikant mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von maximal 5 %, 1 %, 0,01 %; robuste Standardfehler

ABL = Alte Bundesländer, NBL = Neue Bundesländer

<sup>1</sup> Bezogen auf das Bundesland nach Geschlecht, Alter und Kalenderjahr; logarithmiert

<sup>2</sup> Ohne befristete Beschäftigung im Anschluss an eine Nicht-Erwerbstätigkeitsphase

<sup>3</sup> Ohne aktuelle Arbeitslosigkeit

<sup>4</sup> Trennung der Eltern während der Kindheit

<sup>5</sup> Tod eines früheren Partners

Daten: SOEP 1992–2010, Personen im Alter zwischen 18 und 55 Jahren, N (alle Modelle) = 12359 (97540 Spells)

Tabelle 4 Kohorteneffekte und sozialstrukturelle Determinanten der Partnerlosigkeit von Männern (Average Marginal Effects, Standardfehler in Klammern)

	1	2	3	4	5	6	7	8
Jg. 1945–49 ABL	–0,05 (0,21)	–0,06 (0,21)	–0,06 (0,21)	–0,06 (0,21)	–0,06 (0,21)	–0,06 (0,21)	–0,06 (0,21)	–0,05 (0,21)
Jg. 1950–54 ABL	–0,01 (0,19)	–0,01 (0,19)	–0,01 (0,19)	–0,01 (0,19)	–0,01 (0,19)	–0,01 (0,19)	–0,01 (0,19)	–0,01 (0,19)
Jg. 1955–59 ABL	–0,02 (0,15)	–0,01 (0,15)	–0,01 (0,15)	–0,01 (0,15)	–0,01 (0,15)	–0,01 (0,15)	–0,01 (0,15)	–0,01 (0,15)
Jg. 1960–64 ABL (Referenzgruppe)								
Jg. 1965–69 ABL	0,03 (0,13)	0,02 (0,14)	0,02 (0,14)	0,02 (0,14)	0,01 (0,15)	0,01 (0,15)	0,01 (0,15)	0,01 (0,15)
Jg. 1970–74 ABL	0,05* (0,13)	0,02 (0,17)	0,02 (0,17)	0,02 (0,17)	0,02 (0,17)	0,02 (0,17)	0,02 (0,17)	0,02 (0,17)
Jg. 1975–79 ABL	0,07** (0,14)	0,07** (0,15)	0,07** (0,15)	0,06* (0,15)	0,06* (0,15)	0,05* (0,15)	0,05* (0,15)	0,05 (0,15)
Jg. 1980–84 ABL	0,12*** (0,15)	0,13*** (0,16)	0,13*** (0,16)	0,13*** (0,16)	0,12*** (0,16)	0,11*** (0,16)	0,11** (0,16)	0,10** (0,16)
Jg. 1945–49 NBL	0,03 (0,35)	0,02 (0,35)	0,02 (0,35)	0,01 (0,35)	0,01 (0,34)	0,01 (0,34)	0,01 (0,34)	0,00 (0,34)
Jg. 1950–54 NBL	–0,01 (0,24)	–0,01 (0,24)	–0,01 (0,24)	–0,01 (0,25)	–0,03 (0,24)	–0,03 (0,24)	–0,03 (0,24)	–0,04 (0,24)
Jg. 1955–59 NBL	0,00 (0,23)	–0,01 (0,23)	–0,01 (0,23)	–0,01 (0,23)	–0,02 (0,23)	–0,02 (0,23)	–0,02 (0,23)	–0,02 (0,23)
Jg. 1960–64 NBL	0,03 (0,2)	0,02 (0,22)	0,02 (0,22)	0,02 (0,22)	0,00 (0,21)	0,01 (0,21)	0,00 (0,21)	0,00 (0,21)

Tabelle 4 (Fortsetzung)

	1	2	3	4	5	6	7	8
Jg. 1965–69 NBL	0,03 (0,19)	-0,01 (0,24)	-0,01 (0,24)	-0,01 (0,24)	-0,01 (0,24)	-0,01 (0,24)	-0,01 (0,24)	-0,02 (0,24)
Jg. 1970–74 NBL	0,07* (0,19)	0,02 (0,25)	0,02 (0,25)	0,02 (0,25)	0,01 (0,25)	0,01 (0,25)	0,01 (0,25)	0,00 (0,26)
Jg. 1975–79 NBL	0,08* (0,22)	0,06* (0,22)	0,07* (0,22)	0,07* (0,22)	0,06 (0,22)	0,05 (0,22)	0,05 (0,22)	0,04 (0,22)
Jg. 1980–84 NBL	0,16*** (0,21)	0,15** (0,22)	0,15** (0,22)	0,15** (0,22)	0,13** (0,21)	0,12** (0,22)	0,12** (0,22)	0,10** (0,22)
Availability Ratio <sup>1</sup>		-0,41* (1,00)	-0,41* (1,01)	-0,40* (1,00)	-0,40* (1,01)	-0,40* (1,01)	-0,40* (1,01)	-0,37* (1,01)
Noch in der Schule			0,04* (0,14)	0,04* (0,14)	0,05* (0,14)	0,05* (0,14)	0,07** (0,14)	0,06** (0,14)
In beruflicher Ausbildung			0,12*** (0,10)	0,12*** (0,10)	0,12*** (0,10)	0,13*** (0,10)	0,12*** (0,10)	0,12*** (0,10)
In Hochschulausbildung			0,06*** (0,09)	0,07*** (0,09)	0,07*** (0,09)	0,07*** (0,09)	0,08*** (0,09)	0,07*** (0,09)
Nicht erwerbstätig (seit mind. 1 J.)				0,21*** (0,19)	0,22*** (0,19)	0,23*** (0,19)	0,23*** (0,19)	0,21*** (0,19)
Arbeitslos (seit mind. 1 Jahr)					0,20*** (0,10)	0,20*** (0,10)	0,19*** (0,10)	0,10*** (0,10)
Teilzeit/geringf./unregelm. (mind. 1 J.)						0,11*** (0,15)	0,10** (0,15)	0,10*** (0,14)
Letzte Berufsposition: Hoch <sup>2</sup>							-0,08** (0,17)	-0,07** (0,17)
Letzte Berufsposition: Mittel <sup>2</sup>							-0,03** (0,05)	-0,02* (0,05)
Arbeitslos i. d. vergangenen 3 Jahren <sup>3</sup>								0,09*** (0,08)
Partnermortalität <sup>4</sup>	0,40*** (0,19)	0,40*** (0,19)	0,40*** (0,19)	0,37*** (0,20)	0,36*** (0,20)	0,36*** (0,20)	0,35*** (0,20)	0,35*** (0,20)
Alter-18	0,01*** (0,01)	0,01*** (0,01)	0,01*** (0,01)	0,01*** (0,01)	0,01*** (0,01)	0,01*** (0,01)	0,01*** (0,01)	0,01*** (0,01)
Ln (Alter-18)	-0,30*** (0,08)	-0,29*** (0,08)	-0,26*** (0,09)	-0,25*** (0,09)	-0,25*** (0,09)	-0,26*** (0,09)	-0,25*** (0,09)	-0,26*** (0,09)
Konstante	0,55*** (0,16)	0,49*** (0,19)	0,42** (0,21)	0,42** (0,21)	0,41** (0,21)	0,42** (0,21)	0,44** (0,21)	0,45** (0,21)
(p-Wert)								
McFadden R <sup>2</sup>	0,10	0,10	0,10	0,10	0,11	0,11	0,11	0,11

\*\*\*, \*\* = signifikant mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von maximal 5 %, 1 %, 0,01 %; robuste Standardfehler

ABL = Alte Bundesländer, NBL = Neue Bundesländer

<sup>1</sup> Bezogen auf das Bundesland nach Geschlecht, Alter und Kalenderjahr; logarithmiert

<sup>2</sup> Kategorisierung wie in Tabelle 2

<sup>3</sup> Ohne aktuelle Arbeitslosigkeit

<sup>4</sup> Tod eines früheren Partners

Daten: SOEP 1992–2010, Personen im Alter zwischen 18 und 55 Jahren, N (alle Modelle) = 11861 (90467 Spells)

sigkeitsquoten mit ungünstigen Partnermarktbedingungen zusammenhängen (vgl. Spalten 1 und 2). Bei Kontrolle der AR reduzieren sich die Effekte für die ost- und westdeutschen Männerkohorten der späten 1960er und frühen 1970er Jahre – also für genau diejenigen Männer, die während bzw. kurz vor dem starken Geburtenrückgang ab Mitte der 1960er Jahre geboren wurden und daher mit ausgeprägten Partnermarktengpässen konfrontiert sind. Nach Kontrolle für die Partnermarktbedingungen unterscheiden sich diese Kohorten bereits nicht mehr in nennenswerter Weise von der Referenzkohorte 1960–64. Die Berücksichtigung des Partnermarkteffektes ist zudem auch für die Partnerlosigkeit der von der überproportional häufigen Ost-West-Migration von Frauen betroffenen ostdeutschen Männerjahrgänge ab 1975 von Bedeutung, deren Effekte sich in Spalte 2 ebenfalls abschwächen.<sup>16</sup>

Spalte 3 bildet die Kohorteneffekte der Männer unter Kontrolle von Ausbildungsphasen ab. Gegenüber Spalte 2 ergibt sich hierdurch jedoch keine weitere Reduktion der Jahrgangseffekte. Auch bei den Männern gibt es also keinen Zusammenhang zwischen der Zunahme der Partnerlosigkeit und längeren Ausbildungsphasen. Die Aufnahme erwerbstätigkeitsbezogener Variablen in das Modell (Spalten 4, 5 und 6) führt hingegen zu einer deutlichen Abschwächung der Kohorteneffekte: Unter Kontrolle von Arbeitslosigkeit und Nicht-Erwerbstätigkeit reduzieren sich die Effekte für die Jahrgänge 1970–74, 1975–79 und 1980–84 in den neuen sowie die der Jahrgängen 1975–79 und 1980–84 in den alten Bundesländern (Spalte 5). Der Vergleich der Spalten 4 und 5 lässt erkennen, dass hierfür in erster Linie der Zuwachs der Arbeitslosigkeit ausschlaggebend ist. Die zunehmende Partnerlosigkeit der Männer steht also auch in einem Zusammenhang mit der Verbreitung von Arbeitslosigkeit. Der Wandel der Arbeitsmarktbedingungen von Männern während der letzten beiden Jahrzehnte bemisst sich darüber hinaus an der Zunahme von Teilzeit-, geringfügiger und unregelmäßiger Beschäftigung (Brehmer & Seifert 2007). Wie aus Spalte 6 hervorgeht, ist die Verbreitung dieser Beschäftigungsformen ebenfalls von Bedeutung für den Anstieg der Partnerlosenquoten. Die Berücksichtigung dieser Merkmale führt gegenüber Spalte 5 zu einer Abschwächung der Effekte für die

ost- und westdeutschen Jahrgänge 1975–79 und 1980–84. Wie Spalte 7 zeigt, ist hingegen die berufliche Positionierung zwar ein Faktor des Partnerlosigkeitsrisikos, aber sie trägt nicht zur Aufklärung der Generationenunterschiede der Partnerlosigkeit bei.

In Spalte 8 von Tabelle 4 wird die Bedeutung von vergangenen Arbeitslosigkeitserfahrungen in den vergangenen drei Jahren untersucht. Gegenüber Spalte 7 schwächen sich die Effekte der jüngeren west- und ostdeutschen Männerjahrgänge bei Kontrolle für die vergangenen Arbeitslosigkeitserfahrungen abermals ab, bei den ostdeutschen Jahrgängen ab 1980 um etwa 2 Prozentpunkte, bei den westdeutschen Jahrgängen 1980–84 und den ostdeutschen Jahrgängen 1970–1974 und 1975–1979 um immerhin einen Prozentpunkt.

Im Ergebnis ist auch in Bezug auf die Zunahme der Partnerlosigkeit von Männern zu konstatieren, dass ein nennenswerter Anteil der Entwicklung mit veränderten sozialstrukturellen Kontextbedingungen zusammenhängt. Während ohne Kontrolle der sozialstrukturellen Einflussgrößen für die jüngeren Kohorten eine Zunahme des Partnerlosigkeitsrisikos über die Abfolge der hier betrachteten Jahrgänge um etwa 12 Prozentpunkte in den alten und sogar 16 Prozentpunkte in den neuen Bundesländern ermittelt wird (Spalte 1, Jahrgängen 1980–84), beträgt der Zuwachs unter Kontrolle der sozialstrukturellen Einflussfaktoren nur noch zehn Prozentpunkte (Spalte 8, Jahrgänge 1980–84, alte und neue Bundesländer). Bis auf die jüngsten der hier betrachteten Kohorten unterscheiden sich die Männerjahrgänge unter Kontrolle der sozialstrukturellen Effekte zudem nicht mehr statistisch signifikant voneinander.

## 8. Diskussion

Nachdem zuvor aufgezeigt wurde, welche sozialstrukturellen Kontextbedingungen einen erhöhenden Effekt auf das Partnerlosigkeitsrisiko haben, konnte im letzten Abschnitt festgestellt werden, dass sich die Kohortenunterschiede der Partnerlosigkeit reduzieren, wenn die betreffenden Kontextbedingungen konstant gehalten werden. Dies untermauert die Annahme, dass sich die Zunahme der Partnerlosigkeit zu einem nicht unerheblichen Anteil durch die Veränderung sozialstruktureller Kontextbedingungen erklären lässt. So unterscheiden sich unter Kontrolle der betreffenden Merkmale die jüngeren Frauenjahrgänge in den ostdeutschen Bundesländern nicht mehr signifikant voneinander und

<sup>16</sup> In den alten Bundesländern sind die Partnermarktrelationen dieser Jahrgänge hingegen eher ausgeglichen (Tabelle A2 im Online-Anhang). Dementsprechend zeigt sich hier keine Reduktion der betreffenden Jahrgangseffekte.

unter den jüngeren Kohorten in Westdeutschland wird nur noch für die Frauenjahrgänge 1970-1974 und 1975-1979 ein signifikanter Unterschied zu den Referenzjahrgängen 1960-64 ermittelt. Mit Blick auf die männliche Bevölkerung ist unter Kontrolle der sozialstrukturellen Einflussfaktoren nur noch für die jüngste der hier betrachteten Jahrgangsgruppen (1980-84) ein signifikanter Unterschied zu den älteren Kohorten festzustellen.

Die Ergebnisse stützen die theoretische Überlegung, dass sich der Anstieg der Partnerlosigkeit als Folge zunehmender Transaktions- und Opportunitätskosten sowie abnehmender erwarteter Beziehungsgewinne interpretieren lässt. Demnach kommt im risikosteigernden Effekt der Erwerbsbeteiligung von Frauen und in der moderierenden Bedeutung dieses Faktors für die steigenden Partnerlosigkeitsquoten in der Jahrgangsabfolge ein Bedeutungsverlust der Versorgungsfunktion von Paarbeziehungen zum Ausdruck, der eine Verminderung der erwarteten Beziehungsgewinne impliziert und in der in der Folge dazu führt, dass als suboptimal erachtete Beziehungen seltener eingegangen und häufiger getrennt werden. Beachtenswert ist allerdings, dass dieser Zusammenhang unabhängig von der beruflichen Positionierung der Frauen ist. Für die Bedeutung des versorgungsbezogenen Beziehungsgewinns spielt also weniger eine Rolle, wie hoch das individuell erzielbare Einkommen der Frauen ist; ausschlaggebend ist vielmehr, ob überhaupt und in welchem Umfang einer Beschäftigung nachgegangen wird.

Darüber hinaus ist von Bedeutung, dass ein zunehmender Anteil der Bevölkerung die Lebenssituation der Partnerlosigkeit infolge von Elterntrennungen während der Kindheit bereits am Beispiel eines alleinerziehenden Elternteils kennengelernt hat. Wie der Transmissionseffekt zeigt, weisen die hiervon betroffenen Frauen im Erwachsenenalter selbst ein erhöhtes Partnerlosigkeitsrisiko auf. Eine Begründung liefert das Argument der im Sozialisationskontext erworbenen Vertrautheit von und der erlernten Möglichkeiten des Umgangs mit Partnerlosigkeit. Hierbei erscheint es durchaus nachvollziehbar, dass sich der Transmissionseffekt und dessen Erklärungsrelevanz für den Anstieg der Partnerlosigkeit nur in Bezug auf Frauen zeigt: Der alleinerziehende partnerlose Elternteil ist in der Regel die Mutter, und Bewältigungsstrategien, die sich auf die Situation der Partnerlosigkeit beziehen und von Kindern getrennter Eltern in der frühen Sozialisation miterlebt werden, vermitteln sich daher vor allem für Frauen und weniger für Männer.

Geht man von einer fortbestehenden Virulenz tradierter Geschlechterrollen aus, dann lassen sich auch die wachsenden Arbeitsmarktschwierigkeiten von Männern als ein Faktor interpretieren, der im Durchschnitt zu einer Reduzierung der erwarteten Beziehungsgewinne führt. Auf die Abhängigkeit des Beziehungsgewinns von der Arbeitsmarktlage der Männer weist zum einen der risikomindernde Effekt der beruflichen Positionierung und zum anderen der risikosteigernde Arbeitslosigkeitseffekt auf die Partnerlosigkeit hin. Der Positionierungseffekt trägt allerdings nicht zur Aufklärung der Kohortenunterschiede bei und steht somit in keinem Zusammenhang mit der zeitlichen Entwicklung. Der Arbeitslosigkeitseffekt lässt sich auf Grundlage der hier dargestellten Befunde hingegen durchaus als einer der Hintergründe der höheren Partnerlosigkeitsquoten jüngerer Jahrgänge auffassen.

Im Effekt der Arbeitslosigkeit auf das Partnerlosigkeitsrisiko kommt neben einer verminderten Beziehungsattraktivität der Betroffenen möglicherweise auch zum Ausdruck, dass berufsbiografische Unsicherheiten mit höheren Opportunitätskosten der Festlegung auf einen bestimmten Beziehungspartner einhergehen. Berufsbiografische Unsicherheit erfordert eine Aufrechterhaltung von Flexibilität, die sich nicht uneingeschränkt mit Bindungsentscheidungen vereinbaren lässt. In diesem Sinne lassen sich auch die aufgezeigten Zusammenhänge zwischen Partnerlosigkeit und instabiler Beschäftigung sowie zwischen Partnerlosigkeit und Ausbildungsphasen interpretieren. Auch die wachsende Verbreitung instabiler Beschäftigungsverhältnisse erfordert für die jüngeren Generationen demnach in zunehmendem Maße die Offenhaltung von Zukunftsoptionen und geht somit mit erhöhten Opportunitätskosten der Partnerbindung einher.

Neben verminderten Beziehungsgewinnen und steigenden Opportunitätskosten der Partnerbindung beziehen sich die Ausgangsthesen auf variierende Transaktionskosten der Partnerschaftsgründung, d. h. auf ungleiche Möglichkeiten, einen Partner zu finden. So sind einige der jüngeren Frauen- und Männerjahrgänge mit Engpässen auf dem Partnermarkt und daher mit größeren Schwierigkeiten der Partnerfindung konfrontiert. Unter Kontrolle der regionalen Partnermarktlage unterscheiden sich die Partnerlosigkeitsanteile der in den 1960er und den frühen 1970er Jahren geborenen Männer kaum noch voneinander. Auch die hohe Verbreitung der Partnerlosigkeit bei den jüngsten ostdeutschen Männerjahrgängen und bei den jüngsten westdeutschen Frauenjahrgängen steht z. T. in einem Zusammenhang mit deren restriktiver Partnermarktlage.

## 9. Fazit und Ausblick

Die Untersuchungen verdeutlichen den Zusammenhang zwischen diversen sozialstrukturellen Entwicklungen und dem Anstieg der Partnerlosigkeit. Obgleich sich die Jahrgangsunterschiede der Partnerlosigkeit unter Kontrolle der sozialstrukturellen Rahmenbedingungen deutlich reduzieren, sind einige Jahrgangseffekte auch unabhängig von sozialstrukturellen Merkmalen festzustellen. Der Anstieg der Partnerlosigkeit bei den jüngeren Jahrgängen ist demnach nur partiell, nicht aber vollständig durch die hier berücksichtigten sozialstrukturellen Einflussfaktoren vermittelt. Hieraus resultiert weiterer Forschungsbedarf.

*Erstens* stellt sich die Frage, inwiefern die Partnerlosigkeitsrisiken des einen Geschlechts von den Partnerschaftsbedingungen des jeweils anderen Geschlechts abhängig sind. Wenn eine sozialstrukturelle Entwicklung zu einer reduzierten Partnerschaftsneigung z. B. der jüngeren Frauenjahrgänge führt, dann schlägt sich dies auch auf die Bindungsmöglichkeiten der jüngeren Männerjahrgänge nieder. Erklärungszusammenhänge dieser Art konnten im Rahmen der hier dargestellten Analysen noch nicht untersucht werden.

In diesem Zusammenhang ist *zweitens* auch die spezifische Wirkungsweise der einzelnen Einflussfaktoren detaillierter zu erforschen. Zwar ist den Determinanten in theoretischer Hinsicht ein Einfluss sowohl auf die Stabilität bestehender Partnerschaften als auch auf die Chancen oder Ambitionen des Eingehens einer partnerschaftlichen Bindung zuzusprechen, eine empirische Eruiierung dieser Annahme steht jedoch noch aus. So ist offen geblieben, ob sich die aufgezeigten Effekte in erster Linie auf die Beziehungsstabilität oder in erster Linie auf die Partnerschaftsgründungschancen beziehen.

*Drittens* ist danach zu fragen, welche Bedeutung neben den sozialstrukturellen Veränderungen den kulturellen Wandlungsprozessen zukommt. Für weiterführende Studien stellt sich somit die Frage, wie neben den strukturbezogenen auch die kulturbezogenen Thesen von Giddens (1991) und anderen operationalisiert werden können. Zudem stellt sich die Frage nach einem übergreifenden Theoriemodell, das die Wirkungsweise sowohl der kulturellen als der sozialstrukturellen Faktoren beschreiben und beide Ursachenkomplexe in ihrem Zusammenspiel erfassen kann. Während der Einfluss der sozialstrukturellen Rahmenbedingungen auf die Partnerlosigkeitsentwicklung mit einem einfachen rational-choice-theoretischen Erklärungsansatz modelliert werden kann, lässt sich dessen Wechselwir-

kung mit einer wachsenden kulturellen Optionsvielfalt nur mit einer komplexeren Theoriekonstruktion fassen. Für eine theoretische Lösung hierzu bietet sich die Frame-Selektions-Theorie (Kroneberg 2005) an, die bereits in Studien über Familiengründungen (Eckhard 2014b) und Ehescheidungen (Esser 2002) zur Integration kulturbezogener und sozialstruktureller Erklärungskomponenten genutzt wurde.

## Literatur

- Asendorpf, J.B., 2008: Living apart together. Alters- und Kohortenabhängigkeit einer heterogenen Lebensform. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 60: 749–764.
- Auspurg, K. & T. Hinz, 2011: Gruppenvergleiche bei Regressionen mit binären abhängigen Variablen. Probleme und Fehleinschätzungen am Beispiel von Bildungschancen im Kohortenverlauf. *Zeitschrift für Soziologie* 40: 62–73.
- Baas, S., M. Schmitt & H.-W. Wahl, 2008: Singles im mittleren und höheren Erwachsenenalter. Sozialwissenschaftliche und psychologische Befunde. Stuttgart: Kohlhammer.
- Beck, U., 1986: Risikogesellschaft. Auf dem Weg in eine andere Moderne. Frankfurt a.M.: Suhrkamp.
- Becker, G.S., 1973: A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy* 81: 813–846.
- Böttcher, K., 2006: Scheidung in Ost- und Westdeutschland. Der Einfluss der Frauenerwerbstätigkeit auf die Ehestabilität. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 58: 591–616.
- Brehmer, W. & H. Seifert, 2007: Wie prekär sind atypische Beschäftigungsverhältnisse? Eine empirische Analyse. WSI-Diskussionspapier 156. Düsseldorf: Böckler-Stiftung.
- Brüderl, J., 2010: Kausalanalyse mit Paneldaten. S. 963–994 in: Wolf, C. & H. Best (Hrsg.), *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*. Wiesbaden: VS.
- Buba, H.-P., 1996: Entwicklungsverläufe in der Post-Adoleszenz und Ablösung vom Elternhaus. S. 352–367 in: R.K. Silbereisen, L.A. Vaskovic & J. Zinnecker (Hrsg.), *Jungsein in Deutschland. Jugendliche und junge Erwachsene 1991 und 1996*. Opladen: Leske + Budrich.
- Diekmann, A. & H. Engelhardt, 1995: Die soziale Vererbung des Scheidungsrisikos. Eine empirische Untersuchung der Transmissionshypothese mit dem deutschen Familiensurvey. *Zeitschrift für Soziologie* 24: 215–228.
- Dommermuth, L., 2008: Wege ins Erwachsenenalter in Europa. Italien, Westdeutschland und Schweden im Vergleich. Wiesbaden: VS.
- Eckhard, J., 2006: Kinderlosigkeit durch Partnerlosigkeit. Der Wandel der Partnerschaftsbiografien und Zusammenhänge mit der Geburtenentwicklung. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 31: 105–126.



- Eckhard, J., 2010: Partnerschaftswandel und Geburtenrückgang. Berlin: Suhrkamp.
- Eckhard, J., 2014a: Abnehmende Bindungsquoten in Deutschland – Ausmaß und Bedeutung eines historischen Trends. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 55 (im Erscheinen).
- Eckhard, J., 2014b: Theoretische Erklärungen der zunehmenden Kinderlosigkeit. Divergierende Ansätze und das Integrationspotenzial der Frame-Selektions-Theorie. *Comparative Population Studies & Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 39: 23–48.
- Eckhard, J. & T. Klein, 2014: Die Entwicklung von sozialen Beziehungs- und Familienformen im mittleren Erwachsenenalter. S. 209–224 in: H.-W. Wahl & A. Kruse (Hrsg.), *Lebensläufe im Wandel – Sichtweisen verschiedener Disziplinen*. Stuttgart: Kohlhammer.
- Esser, H., 2002: In guten wie in schlechten Tagen. Das Framing der Ehe und das Risiko zur Scheidung – eine Anwendung und ein Test des Modells der Frame-Selektion. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 54: 27–63.
- Fossett, M.A. & K.J. Kiecolt, 1991: A Methodological Review of the Sex Ratio: Alternatives for Comparative Research. *Journal of Marriage and the Family* 53: 941–957.
- Giddens, A., 1991: *Modernity and Self-Identity. Self and Society in the Late Modern Age*. Cambridge: Polity Press.
- Haiken-DeNew, J.P. & J.R. Frick (Hrsg.) 2005: *DTC. Desktop Companion to the German Socio-Economic Panel Study (GSOEP)*. Berlin: DIW.
- Helbig, M., 2012: Die Umkehrung. Geschlechterungleichheiten beim Erwerb des Abiturs im Wandel. S. 374–392 in: R. Becker & H. Solga (Hrsg.), *Soziologische Bildungsforschung. Sonderheft 52 der Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*. Wiesbaden: Springer.
- Hradil, S., 1995: Die „Single-Gesellschaft“. München: Beck.
- Hunt, J., 2006: Stauching Emigration from East Germany: Age and the Determinants of Migration. *Journal of the European Economic Association* 4: 1015–1037.
- Kiernan, K., 2000: European Perspectives on Union Formation. S. 40–58 in: L.J. Waite (Hrsg.), *The Ties that Bind. Perspectives on Marriage and Cohabitation*. New York: de Gruyter.
- Klein, T., 1993: Marriage Squeeze und Heiratsverhalten. Eine empirische Untersuchung zum Einfluß struktureller Faktoren auf den individuellen Lebensverlauf. S. 234–258 in: A. Diekmann & S. Weick (Hrsg.), *Der Familienzyklus als sozialer Prozeß. Bevölkerungssoziologische Untersuchungen mit den Methoden der Ereignisanalyse*. Berlin: Duncker & Humblot.
- Klein, T., 1994: Marriage Squeeze und Ehestabilität. Eine empirische Untersuchung mit den Daten des sozioökonomischen Panels. *Zeitschrift für Familienforschung* 6: 177–196.
- Klein, T., 1999: Pluralisierung versus Umstrukturierung am Beispiel partnerschaftlicher Lebensformen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 51: 469–490.
- Kopp, J. & D. Lois, 2012: *Sozialwissenschaftliche Datenanalyse*. Wiesbaden: VS.
- Kroneberg, C., 2005: Die Definition der Situation und die variable Rationalität der Akteure. Ein allgemeines Modell des Handelns. *Zeitschrift für Soziologie* 34: 344–363.
- Kurz, K., N. Steinhage & K. Golsch, 2005: *Case Study Germany. Global Competition, Uncertainty and the Transition to Adulthood*. S. 47–79 in: H.-P. Blossfeld, E. Klijzing, M. Mills & K. Kurz (Hrsg.), *Globalization, Uncertainty and Youth in Society*. London: Routledge.
- Lauterbach, W., 1999: Familie und private Lebensformen. S. 239–254 in: W. Glatzer & I. Ostner (Hrsg.), *Deutschland im Wandel. Sozialstrukturelle Analysen*. Opladen: Leske + Budrich.
- Lengerer, A., 2010: *Partnerlosigkeit in Deutschland. Entwicklung und soziale Unterschiede*. Wiesbaden: VS.
- Lengerer, A., 2012: Die soziale Selektivität des partnerschaftlichen Zusammenlebens im Wandel. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 64: 247–275.
- Lengerer, A. & Klein, T., 2007: Der langfristige Wandel partnerschaftlicher Lebensformen im Spiegel des Mikrozensus. *Wirtschaft und Statistik* 4: 433–447.
- Lichter, D.T., R.N. Anderson & M.D. Hayward, 1995: Marriage Markets and Marital Choice. *Journal of Family Issues* 16: 412–431.
- Mai, R., 2006: Die altersselektive Abwanderung aus Ostdeutschland. *Raumforschung und Raumordnung* 5: 355–369.
- Marbach, J.H., 2003: Familiäre Lebensformen im Wandel. S. 141–188 in: W. Bien & J. H. Marbach (Hrsg.), *Partnerschaft und Familiengründung. Ergebnisse der dritten Welle des Familiensurvey*. Opladen: Leske + Budrich.
- Mayer, K.U., 2003: Das Hochschulwesen. S. 581–624 in: K.S. Cortina & J. Baumert & A. Leschinsky & K.U. Mayer & L. Trommer (Hrsg.), *Das Bildungswesen in der Bundesrepublik Deutschland. Strukturen und Entwicklungen im Überblick*. Reinbeck bei Hamburg: Rowohlt.
- McLanahan, S.S. & L. Bumpass, 1988: Intergenerational Consequences of Family Disruption. *American Journal of Sociology* 94: 130–152.
- Oppenheimer, V.K., 1988: A Theory of Marriage Timing. *American Journal of Sociology* 94: 563–591.
- Ott, N., 1992: *Intrafamily Bargaining and Household Decisions*. Berlin & Heidelberg: Springer.
- Peuckert, R., 2012: *Familienformen im sozialen Wandel*. 8. Auflage. Wiesbaden: VS.
- Rapp, I., 2013: *Ehestabilität in der zweiten Lebenshälfte. Eine Analysen von kumulierten sozialwissenschaftlichen Umfragedaten*. Wiesbaden: Springer VS.
- Rapp, I. & F. Franzese, 2013: Der Einfluss von Arbeitslosigkeit auf das Trennungsrisiko von Ehen. *Zeitschrift für Familienforschung* 25: 331–346.
- Schneider, N.F., D. Rosenkranz & R. Limmer, 1998: *Nichtkonventionelle Lebensformen. Entstehung, Entwicklung, Konsequenzen*. Opladen: Leske + Budrich.
- Skopek, J., F. Schultz & H.-P. Blossfeld, 2009: *Partnersuche im Internet. Bildungsspezifische Mechanismen*

- bei der Wahl von Kontaktpartnern. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 61: 183–210.
- Sommer, T., E. Klijzing & M. Mills, 2000: Partnership Formation in a Globalising World. The Impact of Uncertainty in East and West Germany. *Globalife-Working-Paper* 9. Bielefeld: Universität Bielefeld. Fakultät für Soziologie.
- Stauder, J., 2011: Regionale Ungleichheit auf dem Partnermarkt? Die makrostrukturellen Rahmenbedingungen der Partnerwahl in regionaler Perspektive. *Soziale Welt* 62: 45–73.
- Struck, O., M. Grotheer, T. Schröder & C. Köhler, 2007: Instabile Beschäftigung. Neue Ergebnisse zu einer alten Kontroverse. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 59: 294–317.
- Tyrell, H., 1988: Ehe und Familie – Institutionalisierung und Deinstitutionalisierung. S. 145–156 in: K. Lüscher & F. Schultheis & M. Wehrspann (Hrsg.), *Die ‚post-moderne‘ Familie*. Konstanz: UVK.

### Autorenvorstellung

Jan Eckhard, geb. 1976. Studium der Soziologie und Promotion in Heidelberg. Mitarbeiter am Max-Weber-Institut für Soziologie der Universität Heidelberg.

Forschungsschwerpunkte: Sozialstrukturanalyse, Demografie, persönliche und familiäre Beziehungen.

Wichtigste Publikationen: Theoretische Erklärungen der zunehmenden Kinderlosigkeit. Divergierende Ansätze und das Integrationspotenzial der Frame-Selektions-Theorie, in: *Comparative Population Studies/Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 2014; Partnerschaftswandel und Geburtenrückgang, Berlin 2010; Educational Differences, Value of Children and Fertility Outcomes in Germany (mit T. Klein), in: *Current Sociology* 2007; Arbeitsteilung in Stieffamilien. Die Bedeutung der Familienform und der Art der Elternschaft für die familiäre Arbeitsteilung, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 2002.